Compte capital et développement financier en Tunisie : Causalité et relation de long terme

MOHAMED ILYES GRITLI
Université de Tunis El Manar, Faculté des Sciences Economiques et de Gestion de Tunis**,**
Laboratoire d'Intégration Économique Internationale, 2092 Tunis, Tunisie
CATT, UNIV PAU & PAYS ADOUR, 64016 Pau, France
ilyesgritli@yahoo.fr

SERGE REY
CATT, UNIV PAU & PAYS ADOUR, 64016 Pau, France
serge.rey@univ-pau.fr

Résumé : De nombreuses recherches se sont focalisées sur la relation entre le développement financier et la croissance, d'une part, et sur la relation entre l'intégration financière et le développement économique, d'autre part. Cependant, l'étude du lien entre libéralisation du compte capital et développement financier reste encore limitée, et en particulier pour les pays du Moyen Orient et d'Afrique du Nord. L'objet de cet article est de proposer une analyse empirique de cette relation dans le cas de la Tunisie, pays qui a fait le choix depuis plusieurs décennies de s'ouvrir progressivement aux capitaux étrangers. L'étude économétrique menée sur la période 1986-2014 en utilisant conjointement un modèle de causalité de long terme Toda-Yamamoto et un modèle ARDL a permis de montrer que l'ouverture du compte capital avait bien un effet positif sur le développement financier en longue période. Ce résultat est robuste à plusieurs spécifications du modèle autorégressif et à des mesures alternatives du développement financier. Néanmoins, l'impact de court terme de l'ouverture du compte capital est plus limité, en particulier lorsqu'on considère les effets sur le marché boursier.

Summary: Much research has focused on the relationship between financial development and growth, on the one hand, and the relationship between financial integration and economic development, on the other. However, the link between capital account liberalization and financial development remains limited, particularly for the Middle East and North African countries. The purpose of this article is to propose an empirical analysis of this relationship in the case of Tunisia, a country that has chosen for several decades to gradually open up to foreign capital. The econometric study carried out over the period 1986-2014 using a Toda-Yamamoto long-term causality model in conjunction with an ARDL model showed that the capital account openness did indeed have a positive effect on long-term financial development. This result is robust to several specifications of the autoregressive model and to alternative measures of financial development. Nevertheless, the short-term impact of the capital account openness is more limited, especially when considering the effects on the stock market.

Mots clés : compte capital, développement financier, causalité, modèle ARDL, Tunisie.
Key words: capital account, financial development, causality, ARDL, Tunisia.
JEL Classifications : C32, F36, G14, O55.

1. Introduction

Il est généralement admis que le développement financier favorise la croissance économique, notamment en permettant une augmentation du volume d'épargne investie et en améliorant la productivité du capital. Dans des pays en développement dont le financement de l'économie repose essentiellement sur l'intermédiation financière, les marchés de capitaux n'apparaissant qu'à partir d'un certain niveau de développement, le développement financier peut aussi permettre aux petits entrepreneurs de s'autofinancer (Guillaumont-Jeanneney et Kpodar, 2006 p.92). Il n'est donc pas surprenant que la plupart des pays en développement qui manifestent un retard évident dans ce domaine aient engagé ces dernières décennies des réformes importantes pour favoriser ce processus.

Parmi les mesures adoptées, la libéralisation du compte capital/l'ouverture financière qui couvre à la fois les investissements directs étrangers (IDE), les investissements de portefeuille et les emprunts bancaires a constitué un levier essentiel pour les pays en développement (Kose et Prasad, 2017). Mais, l'effet net de l'ouverture financière sur le développement financier est ambigu. D'un côté, certains travaux concluent à des effets positifs importants de la libéralisation des flux de capitaux sur le développement du système financier national. L'ouverture financière externe peut améliorer la qualité et la disponibilité des services financiers sur le marché intérieur en augmentant le degré de la concurrence bancaire et en employant des techniques bancaires plus sophistiquées et plus innovantes, ce qui peut accroître l'efficacité en diminuant le coût d'acquisition et de traitement de l'information sur les clients potentiels (Caprio et Honohan, 1999). De l'autre côté, la libéralisation financière externe est susceptible de réduire l'accès des entreprises locales au crédit. Dans ce cadre, Gormley (2014) souligne que les investisseurs étrangers peuvent entrainer une segmentation du marché du crédit intérieur, en particulier dans les pays ayant des coûts relativement élevés d'acquisition d'information.

Par ailleurs, on peut avancer l'idée selon laquelle les systèmes financiers ne peuvent bénéficier de l'ouverture financière que s'ils ont une bonne infrastructure institutionnelle et juridique. Ainsi, le développement du marché financier sera limité dans les pays ayant des systèmes juridiques qui ne parviennent pas à garantir le respect des contrats et les droits de propriété (Levine et al. 2000). De surcroît, les marchés boursiers des pays en voie de développement, qui se caractérisent en général par un petit nombre de sociétés cotées, présentent généralement un obstacle pour les droits des actionnaires (Claessens et al. 2002).

En outre, McKinnon et Pill (1997) soulignent que la libéralisation du compte capital permet, à court terme, d'exploiter les fonds étrangers. Cela va engendrer un boom des investissements et,

par conséquent, une croissance temporairement plus élevée. Cependant, lorsque ce boom devient insoutenable, le pays peut connaître une récession économique ou une crise financière. Ainsi, ces auteurs suggèrent que le gain de la libéralisation financière n'est avéré qu'à court terme. A contrario, Kaminsky et Schmukler (2008) constatent que la libéralisation financière dans les marchés émergents génère des tensions à court terme, mais joue un rôle de stabilisation du marché à long terme.

Le débat autour de l'impact de la libéralisation financière sur le développement financier n'est donc pas clos, d'autant que très peu de travaux ont été réalisés sur ce sujet (Chinn et Ito, 2002). C'est dans ce cadre que s'inscrit cet article qui aura pour but d'étudier la relation libéralisation du compte capital – développement financier en Tunisie, avec une attention particulière sur cette relation en longue période. On postule que c'est l'ouverture du compte capital qui contribue positivement au développement financier. Ceci nous conduit à une analyse économétrique double. Dans un premier temps on teste l'existence d'une relation de causalité de long terme entre ces variables, suivant l'approche de Toda et Yamamoto (1995). Dans un second temps on teste la présence d'une relation de cointégration en estimant un modèle autorégressif à retards échelonnés (ARDL, Pesaran et Shin 1998).

La suite de l'article sera organisée comme suit. La section 2 exposera une brève revue de littérature. La section 3 affichera les faits stylisés relatifs au développement financier et à l'ouverture du compte capital en Tunisie. Le modèle ainsi que les données et leurs propriétés statistiques seront présentées dans la section 4. Les résultats du travail empirique seront exposés et commentés dans la section 5. La dernière section conclura ce travail.

2. Brève revue de la littérature empirique

De Gregorio (1999) a examiné la question connexe de savoir si l'intégration croissante des économies reflétait un niveau de développement plus important. En utilisant la technique de coupes transversales pour un échantillon incluant des pays en développement et industrialisés, l'auteur montre que les variables mesurant le développement du marché boursier sont en général corrélées positivement avec les indices d'intégration financière. Parallèlement, ces derniers sont fortement associés à des marchés boursiers moins volatils. De plus, la libéralisation financière stimule positivement le développement du marché bancaire.

De leur côté, Klein et Olivei (2008) ont étudié à la fois le lien entre le développement financier et la croissance économique, ainsi que le lien entre l'ouverture du compte capital et le développement financier. Ils retiennent pour le montrer deux indicateurs de développement

financier. Le premier, LLY pour « Liquid Liabilities Indicator », est défini comme le rapport entre la masse monétaire au sens de M2 et le PIB. Cette variable reflète la taille globale de l'intermédiation du secteur financier. Le second indicateur, noté PRIVY, est mesuré par le rapport entre les crédits distribués au secteur privé et le PIB. D'un autre côté, ils ont introduit l'indicateur Share[1], qui correspond au pourcentage d'années durant lesquelles le pays a libéralisé son compte capital. Ces auteurs montrent ainsi que la libéralisation du compte capital favorise le développement financier. Toutefois, la corrélation identifiée est valable uniquement pour les pays développés dans leur échantillon. En d'autres termes, il n'y a pas de relation détectable entre la libéralisation et le développement pour les pays moins développés.

Hausmann et Fernandez-Arias (2000) ont étudié la relation entre le développement financier (mesuré par l'encours de crédit au secteur privé) et le volume des flux de capitaux entrants. Pour ce faire, ils ont pris un échantillon englobant la quasi-totalité des pays, pour la période 1996-1998. En utilisant un modèle en coupes transversales les auteurs trouvent deux résultats importants. Le premier est que le volume total de capitaux entrants est lié positivement au degré de développement financier, alors que le second souligne l'existence d'une relation négative entre la part des IDE dans les flux entrants et le développement financier. Autrement dit, les investissements directs étrangers se dirigent vers les pays dont les marchés de capitaux sont souvent les moins développés. Ben Naceur et al (2008), quant à eux, ont étudié les conséquences de la libéralisation des flux de capitaux sur le développement du système financier. Ces chercheurs ont pris un échantillon de 11 pays de la région MENA sur la période 1979-2005. Leurs résultats montrent que la libéralisation du marché boursier a un positif et significatif sur le long terme. Ceci peut s'expliquer par le fait que les retombées positives de la libéralisation des marchés boursiers vont dépendre de plusieurs facteurs tels que le taux de scolarisation, la taille du secteur public, l'efficacité du système juridique, l'ouverture commerciale et le niveau d'exécution des contrats. Aussi, l'ouverture financière aura un effet retardé sur le développement financier.

Baltagi, Demetriades et Hook Law (2009) ont utilisé le terme d'interaction entre l'ouverture commerciale et l'intégration financière afin de vérifier l'hypothèse de l'ouverture simultanée.

[1] Cet indicateur découle de la mesure binaire du FMI de la ligne E2 du rapport annuel (Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange restrictions) du fonds monétaire international, qui nous informe sur les restrictions pour les opérations en capital sur la base de la citoyenneté ou de la résidence des agents qui transigent. Il prend la valeur 0 si le pays n'exerce aucune restriction sur les flux de capitaux et la valeur 1 en cas de la mise en place d'une politique de contrôle. La mesure de Share prend une valeur égale à 0,5 si le marché des capitaux, pour un pays donné, est ouvert (éliminations des restrictions) pendant cinq ans sur une période de dix ans. Ainsi, la valeur de cet indice varie de 0 jusqu'à 1 suivant les années durant lesquelles le compte capital se trouve libéralisé.

Cette dernière suggère que l'effet marginal de l'ouverture commerciale ne doit pas être positif lorsque le compte capital est relativement fermé. De même, l'effet marginal de l'ouverture financière doit être négatif ou nul lorsque l'économie est fermée au commerce. Ainsi, il y aura toujours des appels à la répression financière pour protéger les entreprises locales et le secteur industriel, ce qui empêcherait le développement financier de décoller (Rajan et Zingales 2003). Les chercheurs ont exploité la mesure « *de facto* » de Lane et Milesi-Ferretti (2007) et la mesure « *de jure* » de Chinn et Ito (2002) pour mesurer le degré d'ouverture du compte capital. De plus, ils ont employé un indice de la libéralisation financière construit par Abiad et Mody (2005), sur une base annuelle pour un échantillon de 34 pays développés et en développement, et pour la période 1980-1996. Cet indice prend une valeur comprise entre 0 et 18, en se basant sur six aspects différents de la libéralisation, à savoir le contrôle de crédit, le contrôle des taux d'intérêt, les barrières à l'entrée, la réglementation, la privatisation et les transactions internationales. En utilisant la Méthode des Moments Généralisés « GMM » en panel dynamique, les auteurs trouvent que le commerce international et l'ouverture financière ont des effets positifs sur le développement financier, exprimé en termes de crédit bancaire et de capitalisation boursière. De même, le terme d'interaction entre l'ouverture commerciale et financière impacte négativement le développement financier. Cela s'explique par le fait que le développement du secteur bancaire et boursier exige l'ouverture du compte courant et du compte capital. En outre, les économies qui sont relativement fermées, jouissent davantage de l'ouverture commerciale ou financière.

3. Le cas de la Tunisie

3.1. Le développement financier en Tunisie

À partir des années 1970, la Tunisie a mis en place une politique de développement basée sur le secteur public. Ainsi, l'Etat a joué un rôle important dans les secteurs jugés prioritaires, en imposant des restrictions à l'investissement privé. Cependant, cette politique a montré ses limites lors de la crise économique de 1986. De ce fait, la Tunisie a effectué une série de réformes visant à garantir la transition d'une économie dirigée vers une économie de marché, ce qui s'est traduit depuis la fin des années 1980 par la libéralisation de certains secteurs de l'économie. Actuellement, le système bancaire tunisien est largement dominé par des banques à capitaux privés. En 2014, la structure d'actionnariat est répartie entre l'Etat (24,4%), les actionnaires privés tunisiens (33%) et les actionnaires étrangers (42,6%)[2]. Les actifs des

[2] Rapport Sur la Supervision Bancaire 2015, banque centrale de Tunisie.

banques (autre que la banque centrale) représentent 76,7% du PIB en 2014. Toutefois, le secteur des institutions financières non-bancaires reste limité. En effet, les actifs de ces établissements en pourcentage du PIB ne sont que de 3,7% en 2014. Par ailleurs, malgré les réformes du marché boursier réalisées au cours des dernières décennies, ce marché n'a pu contribuer de manière significative au financement du secteur privé (une part de 6,3% en 2012 et uniquement 59 sociétés cotées).

3.2. L'ouverture du compte capital en Tunisie

Avant les années 1990, les autorités monétaires exerçaient un contrôle étendu sur les recettes d'exportations et les opérations en compte capital, à l'exception des flux entrants d'IDE, qui étaient autorisés et encouragés dans certains cas. Toutefois, en 1992, la Tunisie a assoupli les dispositions relatives au contrôle de changes sur les transactions courantes en instaurant la convertibilité courante du dinar. De plus, les flux entrants des investissements de portefeuille ont été partiellement libéralisés en 1995. La libéralisation reste limitée dans les années ultérieures, principalement à cause des règles administratives sur les recettes d'exportations et les sorties d'IDE. Seuls les non-résidents ont la possibilité de rapatrier le capital investi –ainsi que le produit net de cet investissement– en monnaie étrangère (cf. tableau 1).

Tableau 1 : Les restrictions sur le compte capital en Tunisie

Les transactions en capital	Sujettes à des contrôles
Investissements de portefeuille	Il existe des contrôles sur les investissements de portefeuille et les instruments du marché monétaire.
Opérations de crédit	Les crédits des résidents aux non-résidents nécessitent l'approbation de la banque centrale, à l'exception de certains crédits accordés sur le marché monétaire. Les crédits des non-résidents aux résidents sont plafonnés. Par exemple les banques et les entreprises tunisiennes peuvent emprunter annuellement 10 MDT et 3 MDT (Million de Dinar Tunisien), respectivement
Investissements directs étrangers	Les sorties d'investissements directs étrangers sont soumises à l'approbation de la banque centrale. Les étrangers peuvent investir librement dans la plupart des secteurs économiques.

Source: IMF, Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions et BCT

4. Le modèle

Dans le cas de la Tunisie, un modèle correctement spécifié de la relation entre le développement financier et l'ouverture du compte de capital devra également prendre en compte le taux

d'inflation (*Inf*), le PIB réel par habitant (*PIBT*), la qualité de la gouvernance (*Gov*) et l'ouverture commerciale (*Trade*). Suivant Chinn et Ito (2002) et Ang et McKibbin (2007), le modèle le plus général sera de la forme :

$$DF_t = f(KAOPEN_t, PIBT_t, Inf_t, Trade_t, Gov_t, D_{2011}) \quad (1)$$

avec *DF* l'indicateur du développement financier, *KAOPEN* la mesure de l'ouverture du compte capital. Par ailleurs, l'économie tunisienne a été marquée par d'importants chocs exogènes. En particulier, la "révolution de 2011" est susceptible d'avoir un impact significatif sur le processus de libéralisation. Pour tenir compte de cela, nous allons introduire une variable muette qui prendra la valeur 0 avant 2011 et 1 à partir de 2011.

Une augmentation du PIB par habitant, de l'ouverture commerciale ou une plus grande libéralisation des flux de capitaux/ouverture financière devraient avoir un impact positif sur le développement financier. D'autre part, une inflation plus élevée ainsi qu'une mauvaise gouvernance ou une corruption accrue devraient avoir un effet négatif sur le développement financier. Enfin on attend un effet négatif de la variable muette (D_{2011}), la "révolution tunisienne" contribuant à une certaine défiance des investisseurs.

4.1 Mesure des variables

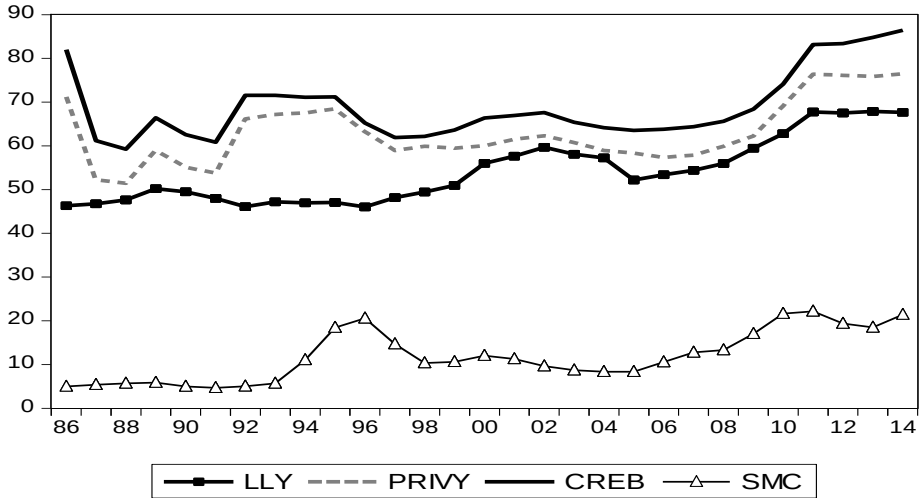
Nous retenons des données annuelles pour la Tunisie sur la période 1986-2014[3]. Si la plupart des variables sont définies et mesurées de manière relativement simple, la variable qui mesure le développement financier (*DF*) doit être précisée. C'est la variable endogène de notre modèle économétrique qui n'est pas observée directement, mais construite comme une combinaison de plusieurs variables qui rendent compte des formes de financement de l'économie. Dans ce cadre, Creane et al (2003) ont proposé un indice composite afin d'avoir une description plus complète de l'évolution financière. Ils utilisent trois variables : les passifs liquides, le ratio du crédit au PIB du secteur privé et la part des actifs des banques commerciales dans le total de l'actif des institutions financières, y compris la banque centrale. Parallèlement, Ang et McKibbin (2007) ont usé de la même approche pour mesurer le degré de développement financier en Malaisie.

Nous retenons ici quatre indicateurs pour construire notre mesure synthétique. Le premier est le ratio des passifs liquides (M3) par rapport au PIB nominal noté (LLY), qui nous informe sur la taille du marché financier. Dans ce contexte, Jalil et al (2010) préconise l'utilisation de ce ratio plutôt que le ratio de la masse monétaire (M2) en pourcentage du PIB. En effet, M2/ PIB

[3] Voir Annexe A pour la représentation graphique des séries.

est généralement associée à un niveau de développement financier plus élevé, à travers l'élargissement des mécanismes de l'épargne, l'accroissement de la taille du secteur bancaire, l'amélioration de la fourniture de services financiers, et l'augmentation de la liquidité dans l'économie. Toutefois, ce ratio pourrait diminuer à mesure que le système financier se développe si cela s'accompagnait d'une substitution entre placements liquides de court terme et placements de long terme. Le deuxième indicateur est le ratio des crédits domestiques distribués par le secteur bancaire (en % du PIB), noté CREB. Il désigne l'ensemble des crédits dans divers secteurs sur une base brute, à l'exception des crédits nets accordés au gouvernement central. Le secteur bancaire englobe les autorités monétaires telles que la banque centrale, les banques de dépôt/commerciales et autres institutions financières. Toutefois, la simple mesure de CREB ne permet pas d'avoir une indication complète et une idée plus claire sur le développement du secteur financier. En effet, cette mesure ne distingue pas entre les crédits attribués au secteur privé et ceux octroyés au secteur public, sachant que le secteur privé peut utiliser de manière plus efficace et plus rentable les fonds financiers. Pour cette raison, nous prenons en compte un troisième indicateur (PRIVY), qui est le ratio des crédits domestiques accordés au secteur privé (en % du PIB)[4].

Graphique1 : Les composantes de l'indice du développement financier



Par ailleurs, le développement du marché boursier sur la décennie 2000 nous amène à inclure dans la construction de l'indicateur synthétique le ratio de la capitalisation boursière par rapport au PIB, noté (SMC). Le graphique 1 met en évidence une tendance à la hausse de toutes les

[4] Les deux indicateurs CREB et PRIVY sont utilisés par Uddin et al (2013) pour construire la variable du développement financier au Kenya.

composantes depuis la fin des années 1980, avec une accélération de cette hausse depuis le milieu des années 2000.

L'indice synthétique du développement financier sera ensuite construit comme une moyenne pondérée de ces variables. Les pondérations de chacun d'entre eux seront déterminées sur la base d'une analyse en composantes principales qui permettra de rendre compte des corrélations entre les 4 variables indicateurs. Les valeurs propres de la matrice de corrélation sont ensuite prises en compte. Les résultats présentés dans le tableau 2 montrent que seul le premier facteur (premier élément, CP1) a une valeur propre associée supérieure à 1 (3.01). Ce facteur représente environ 75 % de la variance totale. Par conséquent, les informations relatives à cette composante sont utilisées pour la construction de l'indice de développement financier. Les coefficients de pondération (score des facteurs) suggèrent que les contributions individuelles de LLY, PRIVY, CREB et SMC à la variance de la première composante principale sont respectivement de 23,37 %, 26,85 %, 26,42 % et 23,36 %.

Tableau 2. Analyse du développement financier par la méthode des composantes principales

	CP1	**CP**2	**CP**3	**CP**4
valeurs propres	3.0138	0.5936	0.3683	0.0240
% of variance	0.7535	0.1484	0.0921	0.0060
% var. cumulée	0.7535	0.9019	0.9940	1.0000
Variables	Vecteur 1	Vecteur 2	Veceur 3	Vecteur 4
LLY	0.4664	0.5212	0.7046	-0.1202
PRIVY	0.5359	-0.4386	-0.1506	-0.7055
CREB	0.5273	-0.4934	0.1318	0.6791
SMC	0.4662	0.5409	-0.6808	0.1632

La deuxième variable clé de notre modèle est la variable d'ouverture du compte capital (*KAOPEN*). Nous adoptons l'approche de Chinn et Ito (2008). Ils proposent une analyse en composante principale (ACP) pour bâtir un indicateur dynamique connu sous le nom de KAOPEN (mesure *de jure*), qui a pour objectif de mesurer le degré des restrictions sur les opérations financières du pays. Cet indicateur repose sur quatre variables binaires publiées par le rapport annuel du FMI (AREAER). Ces variables sont :

- K_1 **:** variable indiquant la présence d'un taux de change multiple (ligne B2),

- K_2 **:** variable indiquant la présence des restrictions sur les transactions du compte courant (ligne E1),
- K_3 **:** variable indiquant la présence des barrières sur les opérations du compte capital (ligne E2),
- k_4 **:** variable indiquant la présence de restrictions lors du rapatriement des bénéfices par les exportateurs (ligne G2).

Chacune de ces variables prend la valeur 0 en cas de présence de restriction et 1 si non. La variable K_3 est remplacée par $SHAREK_3$ qui est calculée comme suit :

$$SHAREK_3 = \frac{(K_{3,t} + K_{3,t-1} + K_{3,t-2} + K_{3,t-3} + K_{3,t-4})}{5}$$

$SHAREK_3$ est définie comme la moyenne sur les cinq années où les restrictions ne sont plus effectives (le compte du capital est ouvert) avant l'année *t.* Sans oublier que l'intégration des autres variables à savoir $K_1, K_2\ et\ K_4$ dans la mesure de l'indice de KAOPEN permet de cerner correctement le degré d'intensité réelle des contrôles des capitaux.

En outre**,** nous allons utiliser la stabilité gouvernementale (*Gov*) comme « proxy » afin d'évaluer le développement institutionnel. Cette mesure est tirée de la base des données de l'International Country Risk Guide (ICRG). Elle permet d'évaluer la capacité du gouvernement à mener à bien son programme de travail déclaré et à rester au pouvoir. La mesure attribuée est la somme de trois composantes qui sont : (i) le soutien populaire, (ii) la force législative et (iii) l'unité gouvernementale. Un score maximum de 12 points équivaut à l'absence du risque d'instabilité et un score minimum de 0 point reflète un risque très important d'instabilité. Le taux d'inflation (*Inf*) est calculé sur la base de l'indice des prix à la consommation, et l'ouverture commerciale (*Trade*) est la somme des exportations et des importations rapportées au PIB. Finalement, le PIB réel par tête complète le modèle.

4.2 Propriétés statistiques des variables

L'estimation du modèle (1) et le choix de la méthode empirique seront conditionnés aux propriétés statistiques des séries. On procédera ainsi à des tests de racine unitaire. On retiendra successivement le test de Dickey-Fuller augmenté (Dickey et Fuller 1979, ADF), le test de Phillips et Perron (1988, PP) et le test de Zivot et Andrews (1992, ZA) qui prend en compte les ruptures ('*breaks'*) dans les séries. Dans ce dernier test, l'hypothèse nulle suppose que la série présente une racine unitaire sans aucune rupture, tandis que l'hypothèse alternative suppose que la série est stationnaire avec une seule rupture à date inconnue.

Tableau 3 : Les tests de Dickey- Fuller Augmenté (ADF)

Variables		T-statistique	Valeur critique	Modèle	Conclusion
DF	Niveau	1.5149	-1.9538	Modèle 1	I(1)
	Différence	-5.8087**	-1.9538	Modèle 1	I(0)
PIBT	Niveau	-2.0052	-3.5806	Modèle 3	I(1)
	Différence	-4.7971**	-3.5875	Modèle 3	I(0)
Trade	Niveau	- -2.4925	-2.9718	Modèle 2	I(1)
	Différence	-5.0348**	-2.9762	Modèle 2	I(0)
Inf	Niveau	-2.1541	-2.9718	Modèle 2	I(1)
	Différence	-9.0593**	-2.9762	Modèle 2	I(0)
Gov	Niveau	-2.5909	-2.9718	Modèle 2	I(1)
	Différence	-5.1832**	-2.9762	Modèle 2	I(0)

Notes : les variables DF, PIB, Trade et Gov sont transformées en logarithme naturel. Le premier modèle (1) est un modèle sans constante ni tendance temporelle. Le deuxième modèle (2) est un modèle avec constante et sans tendance temporelle. Le troisième modèle (3) est un modèle avec constante et tendance temporelle. ** indique le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 5%.

Tableau 4 : Résultats du test de Phillips-Perron (PP)

Variables	Niveau *t-stat*.	Différence première *t-stat*.	Conclusion
DF	0.5126	-5.7069*	I (1)
PIBT	-2.1093	-4.7971*	I (1)
Trade	-2.5003	-5.0693*	I (1)
Inf	-1.9219	-9.6016*	I (1)
Gov	-2.5723	-5.2490*	I (1)

Notes : les variables DF, PIBT, Trade et Gov sont transformées en logarithme naturel. Nous avons retenu le modèle 3 avec constante et tendance pour PIBT, le modèle 2 avec constante et sans tendance pour les variables Trade et Inf, et le modèle 1 sans constante ni tendance pour DF. ** indique le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 5%. Les valeurs critiques utilisées sont celles de Mackinnon (1996).

Les tableaux 3 et 4 montrent que toutes les séries sont stationnaires en différence première[5], et par conséquent aucune d'entre elles n'est intégrée d'ordre 2. Les résultats du tableau 5 confirment que toutes les variables du modèle sont intégrées d'ordre 1 pour le modèle avec rupture dans la constante. Toutefois, la variable mesurant l'inflation est stationnaire en niveau, lorsque le changement structurel est dans la tendance. Par ailleurs la variable DF (en différence première) est stationnaire avec un changement structurel en 2011, pour le modèle avec rupture

[5] L'indice KAOPEN varie entre –2 et +2.5, des valeurs plus élevées dénotent une plus grande ouverture. Dans ce cadre, la Tunisie a partiellement libéralisé son compte capital entre 1992 et 1995. Les valeurs demeurent stables pour le reste de la période. De ce fait, la variable KAOPEN et la variable muette qui reflète la «révolution tunisienne » sont intégrées d'ordre I(0).

dans la constante. Cette date coïncide avec la révolution tunisienne, ce qui conforte notre choix d'introduire la variable muette.

Tableau 5 : Tests de Zivot et Andrews (1992)

	Changement dans la constante			Changement dans la tendance			Changement dans la constante et la tendance		
	Date de rupture	Minimum t-statistic	décision	Date de rupture	Minimum t-statistic	décision	Date de rupture	Minimum t-statistic	décision
DF	2010	-4.654	I(1)$^{\Psi}$	2008	-4.210	I(1)	2005	-4.762	I(1)
PIBT	2010	-2.607	I(1)	2010	-3.173	I(1)	2007	-3.405	I(1)
Trade	1996	-4.240	I(1)	2000	-3.530	I(1)	1996	-3.879	I(1)
Inf	1993	-2.604	I(1)	2001	-5.153**	I(0)	2001	-4.883	I(1)
Gov	2010	-1.989	I(1)	2006	-3.035	I(1)	2005	-3.006	I(1)

Notes : les variables DF, PIBT, Trade et Gov sont transformées en logarithme naturel. Les valeurs critiques aux seuils de 5% sont respectivement de -4.8 pour le modèle où le changement structurel est dans la constante, de -4.42 pour le modèle où le changement structurel est dans la tendance, et de -5.08 pour le modèle où le changement structurel est aussi bien dans la constante que dans la tendance. ** indique que l'hypothèse nulle est rejetée au seuil de 5%. $^{\Psi}$ Pour ΔDF on obtient l'année 2011 comme date de rupture avec un t-statistic de -6,731.

5. Relation de long terme développement financier-ouverture du compte capital

Nous cherchons à estimer la relation de long terme entre le développement financier et l'ouverture du compte capital. On postule que c'est l'ouverture du compte capital qui contribue positivement au développement financier. Aussi avant d'estimer cette relation on procédera dans un premier temps à un test de causalité de long terme (« non causalité à la Granger ») entre ces deux variables en suivant l'approche de Toda et Yamamoto (1995)[6]. Dans un second temps, pour tenir compte à la fois du fait que la variable *Inf* apparaît stationnaire dans certains tests et de la taille réduite de l'échantillon (Narayan, 2005), on estimera un modèle autorégressif à retards échelonnés (ARDL, Pesaran et Shin, 1998, Pesaran et al, 2001) pour mettre en évidence la présence de relations de cointégration.

5.1. Causalité de long terme

La présence de racine unitaire imposerait de différencier les séries pour réaliser des tests standards du type Granger. Mais cette transformation des séries conduirait à une interprétation en termes de causalité de court terme. Pour analyser la relation de long terme entre des variables non stationnaires, l'approche de Toda et Yamamoto (1995) présente l'avantage d'adopter un VAR avec des variables en niveau. De plus cette approche minimise les risques associés à une identification incorrecte de l'ordre d'intégration de la série (Amiri et Ventelou, 2012). Par

[6] L'idée de procéder à un test de causalité de long terme nous a été suggérée par un rapporteur de la revue.

ailleurs, l'absence de différenciation des séries garantit de conserver l'ensemble des dynamiques de long terme (Bates et al, 2007).

La procédure se fait en deux étapes : dans une première étape, nous déterminons le degré d'intégration maximal des séries (d_{max}) et le nombre de retards optimal (k)[7]. Dans une seconde étape, nous estimons un modèle VARL d'ordre ($k+d_{max}$). Cela permet de tester la causalité au sens de Granger à l'aide d'une statistique de Wald qui suit asymptotiquement une loi du khi-deux sur les *k* premiers coefficients.

Si $X = (X_1, \mathrm{K}, X_n)$ est un vecteur de n variables aléatoires, un système VARL, ou VAR en niveau, se présente comme (Clarke et Mirza, 2006 p.209):

$$X_t = \sum_{i=1}^{k} \Pi_i . X_{t-1} + \sum_{i=1}^{d\max} \Pi_{k+i} . X_{t-k-i} + \mu_t \qquad (2)$$

où Π est une matrice (n x n) et d_{max} est l'ordre d'intégration le plus élevé des éléments qui composent X. Ici $d_{max}=1$. On retient un VARL trivarié composé des variables développement financier, ouverture du compte capital et ouverture commerciale. Rappelons que les variables *DF* et *Trade* sont intégrées d'ordre I(1) alors que la variable *KAOPEN* est intégrée d'ordre I(0). On intègre de plus dans le modèle la variable muette « révolution tunisienne ».

Tableau 6 : Le test de non-causalité de Toda et Yamamoto

Variable	k	k+d_{max}	Chi-square	Prob	Ccausalité
DF	1	1+1	2.750	0.097	KAOPEN => DF
KAOPEN	1	1+1	0.606	0.436	DF ≠> KAOPEN

Notes : Les variables DF et TRADE sont transformées en logarithme naturel. La variable TRADE est considérée comme endogène alors que la variable DUM est considérée comme exogène dans le modèle VAR. Ce dernier est estimé par la méthode du maximum de vraisemblance à partir d'un modèle SUR (Esso, 2009).

Les résultats présentés dans le tableau 6 montre que la libéralisation du compte capital cause le développement financier au seuil de 10%, alors que le développement financier ne cause pas l'ouverture financière. Notons que ce résultat est confirmé quand on prend en considération une autre variable muette indicatrice de la crise financière/boursière de 2000 qui permet d'appréhender les effets de l'éclatement de la « bulle Internet ». Plus précisément quand on remplace la variable « révolution tunisienne » par la variable « crise boursière » on obtient une causalité unidirectionnelle de KAOPEN vers le développement financier avec une p-value de

[7] Le retard optimal sélectionné par les différents critères d'information, dans le modèle VAR, est k=1. (Voir annexe B).

0.035, alors que lorsqu'on intègre simultanément les deux variables de crise la non-causalité est rejetée avec une p-value de 0.042.

5.2 Relations de long terme

5.2.1 Le modèle ARDL

Le modèle ARDL permet, d'une part de tester les relations de long terme sur des séries qui ne sont pas intégrées de même ordre et, d'autre part d'obtenir des meilleures estimations sur des échantillons de petite taille[8]. De plus le modèle ARDL donne la possibilité de traiter simultanément la dynamique de long terme et les ajustements de court terme.

Le modèle *ARDL(p,q)* peut s'écrire comme,

$$\phi(L)Y_t = \alpha_0 + \beta'(L)\, Z_t + \gamma D_{2011,t} + \mu_t \quad , \tag{3}$$

où $\phi(L)Y_t = 1 - \sum_{j=1}^{p} \emptyset_j L^j$, $\beta(L) = \sum_{j=0}^{q} \beta_j L^j$, β un vecteur de paramètres inconnus et μ est un terme d'erreur $iid(0, \sigma_\mu^2)$. *y* représente la variable dépendante, ici le développement financier *(DF) et Z* le vecteur des variables explicatives. On retiendra trois ensembles/modèles de variables explicatives. Soient les vecteurs de variables explicatives suivants,

Z_1=Z_1(PIBT, Trade, KAOPEN)',

Z_2=Z_2(Trade, Inf, KAOPEN)',

Z_3=Z_3(Inf, Gov, KAOPEN)'.

Dans le cas d'un ARDL(1,1) et pour le vecteur Z_1, le modèle s'écrira,

$$\Delta DF_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta DF_{t-1} + \sum_{i=0}^{1} \beta_{2i} \Delta PIBT_{t-i} + \sum_{i=0}^{1} \beta_{3i} \Delta Trade_{t-i} + \sum_{i=0}^{1} \beta_{4i} \Delta KAOPEN_{t-i} + \gamma_0 .\Delta D_{2011,t} + \tag{4}$$
$$.... + \theta_1 .DF_{t-1} + \theta_2 .PIBT_{t-1} + \theta_3 .Trade_{t-1} + \theta_4 .KAOPEN_{t-1} + \gamma_1 .D_{2011,t-1} + \mu_t$$

Les coefficients β_i reflètent la dynamique de court terme. Pour tester la présence d'une relation de long terme entre les variables, on effectue un *F-test* de l'hypothèse nulle : $H_0: \theta_1 = 0 \; et \; \Theta = 0'$ contre les hypothèses alternatives de relations de long terme $H_1: \theta_1 \neq 0 \; et \; \Theta \neq 0'; ou \; \theta_1 \neq 0 \; et \; \Theta = 0'; ou \; \theta_1 = 0 \; et \; \Theta \neq 0;'$

[8] Les techniques de cointégration les plus utilisées sont celles en deux étapes d'Engle et Granger (1987), l'approche de Johansen (1988) et la méthode de Johansen et Juseluis (1990). Toutefois ces tests de cointégration usuels préconisent l'utilisation des séries intégrées de même ordre I(0) ou I(1). Parallèlement, ils sont adaptés pour les échantillons de grande taille.

où $\Theta = (\theta_2, \theta_3, \theta_4)'$ est le vecteur des coefficients qui décrivent la relation de long terme entre le DF et ses régresseurs. Le rejet de l'hypothèse nulle implique l'existence d'une relation de long terme entre le DF et ses déterminants lorsque l'alternative est $\theta_1 \neq 0 \; et \; \Theta \neq 0'$[9]. Dans ce cas le fait qu'on ait *DF~I(1)* permettra de conclure à la présence d'une relation de cointégration.

Deux valeurs critiques sont fournies par Pesaran et al. (2001, pp. 303-304). Les valeurs critiques de la borne inférieure (« *lower bound critical value* ») correspondent au cas où toutes les variables sont intégrées d'ordre zéro/I(0), c'est-à-dire qu'il n'y a pas de relation de cointégration, tandis que les valeurs critiques de la borne supérieure («*upper bound critical value* ») correspondent au cas d'une relation de cointégration. Si la statistique *F* est supérieure à la borne supérieure, H_0 est rejetée et si la valeur du *F* est inférieure à la borne inférieure, H_0 n'est pas rejetée. Quand le *F* est entre les deux bornes, on ne peut pas conclure.

5.2.2. Tests de diagnostic et de cointégration

Le modèle ARDL estime $(p+1)^k$ régressions, avec p est le nombre de retard optimal et k est le nombre des variables dans l'équation. Pour le nombre de retard optimal, nous allons choisir une durée maximale d'une période[10].

Le F-statistic, présenté dans le tableau 7, indique l'existence d'une relation de long terme entre les variables sous-jacentes. En effet, les valeurs observées dépassent à la valeur critique de la borne supérieure (au seuil de 1% pour les modèles 1 et 2, et au seuil de 5% pour le modèle 3). Les tests empiriques de validation des modèles, à savoir le test de corrélation sérielle de Breusch–Godfrey (LM) de l'ordre de 1, le test ARCH d'hétéroscédasticité de l'ordre de 1, le test de Jarque-Bera (JB) pour la normalité des résidus, et le test de la forme fonctionnelle de Ramsey (RESET)[11] confirment l'absence de corrélation sérielle, l'absence d'hétéroscédasticité, et la normalité des résidus. Alternativement, la forme fonctionnelle de nos spécifications est correcte.

Tableau 7 : Tests de diagnostic et tests de cointégration « bounds tests »

[9] Les autres hypothèses alternatives, $\theta_1 \neq 0 \; et \; \Theta = 0' ou \; \theta_1 = 0 \; et \; \Theta \neq 0'$, conduisent à ce que Pesaran et al. (2001, p.296) qualifient de relation en niveau « dégénérée ».

[10] Le nombre de retards est déterminé à partir du critère SBC de Schwarz. Bien que le critère d'information d'Akaike (AIC) permette de déterminer, d'une manière pertinente, le nombre de retard optimal, le SBC sélectionne toujours un modèle parcimonieux et permet d'éviter une grande erreur de prédiction (Kassim, 2016). De plus, le nombre de retard optimal sélectionné est celui qui respecte les critères d'absence de corrélation sérielle.

[11] Les tests de stabilité, CUSUM et CUSUM carré, sont largement utilisés dans la littérature empirique. Toutefois, l'utilisation de la variable muette reflétant la révolution tunisienne ne permet pas de présenter les résultats pour l'ensemble de la période. De ce fait, la pertinence du modèle est évaluée par le test RESET.

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
LM (1)	2.1345	1.0464	1.0254
	(0.1295)	(0.3696)	(0.3767)
ARCH (1)	0.1473	0.0205	0.7827
	(0.7043)	(0.8871)	(0.3847)
JB	0,6780	1,3292	1.6482
	(0.7124)	(0.5144)	(0.4386)
RESET	0.0166	0.0321	0.6066
	(0.9869)	(0.9746)	(0.5506)
F-statistic	8.5454***	6.4553***	5.5007**

Notes: LM Test = le test du Multiplicateur de Lagrange (corrélation sérielle de Breusch–Godfrey). ARCH = le test d'hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive. JB= le test de Jarque Bera. RESET = Ramsey Regression Equation Specification Error Test. Les valeurs entre (.) sont les p-values. Les limites inférieures et supérieures du F-statistic, avec des seuils de signification de 10%, 5%, et 1%, sont [2.52, 3.56], [3.05, 4.22], et [4.28, 5.84] respectivement (voir Narayan 2004, Appendix A1, A2 et A3). *, **, et *** indiquent le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 10%, 5%, et 1%, respectivement.

5.2.3 L'estimation du modèle ARDL

Les relations d'équilibre de long terme, qui sont estimées par l'approche ARDL, sont présentées dans le tableau 8. Les résultats de la spécification ARDL1 confirment l'impact positif du développement économique sur le développement financier en Tunisie. En effet une augmentation de 1% du PIB réel par habitant entraîne, et toutes choses égales par ailleurs, une hausse de 0,27% de l'indice du développement financier. Ce résultat concorde avec l'hypothèse « demand following » proposée par Patrick (1966). En effet, l'expansion du secteur réel s'accompagne d'une demande grandissante en produits et services financiers. Pour la deuxième relation de long terme qui dérive du modèle ARDL2, les résultats montrent un impact négatif et significatif (au seuil de 1%) de l'inflation sur le développement financier. Ce bilan est conforme aux travaux de Boyd, Levine et Smith (2001). Ces derniers expliquent leur résultat par le fait que l'inflation interfère avec la capacité du secteur financier à allouer efficacement les ressources. En effet, l'inflation est associée à une volatilité accrue du rendement d'actifs financiers.

Dans la troisième relation de long terme, la stabilité du gouvernement, qui reflète le développement institutionnel, stimule positivement le développement financier à long terme. Ainsi, la stabilité politique permet de protéger les droits des investisseurs, des actionnaires extérieurs et des détenteurs d'obligations, ce qui la rend un élément important pour le développement financier.

Tableau 8 : Estimation du modèle ARDL pour le log du développement financier

Relations de long terme			
	ARDL1	ARDL2	ARDL3
Constante	1.1757 (0.8424)	1.8721** (0.8737)	2.3032*** (0.7883)
PIBT	0.2716*** (0.0817)	-	-
Trade	0.1910 (0.1849)	0.5428** (0.1933)	0.3931** (0.1716)
Inf	-	-0.0250*** (0.0082)	-
Gov	-	-	0.0300*** (0.0085)
KAOPEN	0.1222*** (0.0420)	0.0934** (0.0428)	0.1449*** (0.0474)
D_{2011}	-0.1739*** (0.0441)	-0.2220*** (0.0469)	-0.3220*** (0.0521)
Représentation à correction d'erreur de court terme			
ecm_{t-1}	-0.6590*** (0.1511)	-0.5868*** (0.1388)	-0.5634*** (0.1214)
ΔPIB	0.1790*** (0.0606)	-	-
ΔTrade	0.1259 (0.1095)	0.3185*** (0.0830)	0.2215** (0.0799)
ΔInf	-	-0.0146*** (0.0048)	-
ΔGov	-	-	0.0169*** (0.0041)
ΔKAOPEN	0.0805*** (0.0249)	0.0548** (0.0217)	0.0816*** (0.0214)
D_{2011}	-0.1146** (0.0440)	-0.1303*** (0.0449)	-0.1814*** (0.0451)

Notes : les variables DF, PIBT, Trade et Gov sont transformées en logarithme naturel. Les valeurs entre parenthèses sont les écarts-types. ***significatif au seuil 1%; **significatif au seuil 5% ; * significatif au seuil 10%. ARDL (1,0,0,0) pour les trois modèles.

Le coefficient de la variable muette D_{2011} est significatif au seuil de 1% pour les trois modèles ARDL estimés et confirme l'effet négatif de la révolution tunisienne[12] sur le développement financier. En effet, la révolution tunisienne a engendré plusieurs perturbations financières, ce qui a affecté le comportement des agents financiers. Ces derniers ont retiré une partie de leurs dépôts à terme par crainte de les perdre. De ce fait, les crédits attribués par le secteur bancaire ont baissé, reflétant ainsi le recul de la demande en matière d'investissements privés et la progression des créances douteuses. Parallèlement, l'instabilité de l'index de la Bourse

[12] Le 14 janvier 2011, l'ex-président Ben Ali a quitté le pouvoir après un mois de manifestations et de violents affrontements qui se sont soldés par plus de 200 décès. La révolution a débuté par une protestation sociale contre le chômage et l'injustice sociale.

tunisienne « Tunindex » est due, notamment, à l'aggravation de la situation politique et sécuritaire postrévolutionnaire.

Par ailleurs, les résultats de nos estimations confirment l'impact positif de l'ouverture commerciale sur le développement financier (modèles 2 et 3). Ce bilan est en accord avec les conclusions d'Almarzoqi et al (2015) qui trouvent une relation positive entre l'ouverture commerciale et le développement du secteur bancaire pour un échantillon de 115 pays. De même, Demetriades et Law (2006) démontrent que l'ouverture commerciale favorise le développement du marché boursier, en particulier pour les pays à revenu intermédiaire. Le coefficient de la variable KAOPEN est significatif pour les trois modèles ARDL estimés. Ces résultats montrent que l'ouverture du compte capital devrait renforcer l'intégration des marchés de capitaux à l'échelle internationale, ce qui implique l'augmentation des pressions en faveur d'une amélioration de l'infrastructure institutionnelle des secteurs financiers nationaux (Cherif, 2011). Ainsi, l'hypothèse selon laquelle l'ouverture financière favorise le développement du système bancaire et boursier, pour la Tunisie, est validée.

Les résultats présentés dans le tableau 8 montrent aussi que les coefficients estimés des termes à correction d'erreur sont négatifs et significatifs au seuil de 1%. Cela confirme l'existence de relations de cointégration et donc de mécanismes de convergence vers la cible de long terme. Ainsi, on obtient des demi-vies de 1.05[13] année pour le modèle 1, 1.18 année pour le modèle 2 et 1.23 année pour le modèle 3, ce qui confirme un processus de convergence rapide pour que la moitié de l'erreur (écart par rapport à l'équilibre de long terme) soit corrigée.

Enfin, les résultats indiquent que les effets bénéfiques de la libéralisation du compte capital sur le développement financier en Tunisie étaient moins importants à court terme, pour les trois modèles étudiés. Cela peut être expliqué par le fait que les flux de capitaux vont générer des tensions à court terme, surtout avec la libéralisation des flux boursiers qui sont souvent caractérisés par leur rôle déstabilisateur et leur aspect spéculatif.

5.3 Etude de robustesse

Nous examinons la robustesse du premier modèle, en remplaçant la variable dépendante DF qui peut être considérée comme un indicateur global du financement de l'économie par des mesures spécifiques au développement bancaire et au développement boursier. La première est le

[13] Demi-vie = Ln(2)/0.659.

montant des crédits distribués par le secteur bancaire, en pourcentage du PIB, notée CREB, et la seconde est le ratio entre la capitalisation boursière et le PIB, notée SMC.

Les résultats présentés dans le tableau 9 confirment nos conclusions précédentes. La libéralisation du compte capital stimule positivement le développement bancaire, aussi bien à court qu'à long terme. Toutefois, la libéralisation financière externe ne favorise le développement boursier qu'à long terme. Il faut alors un temps d'adaptation pour permettre au marché boursier tunisien de mettre à profit les flux de capitaux étrangers.

Tableau 9 : Relation entre compte de capital et mesures alternatives du développement financier, CREB et SMC

Variable dépendante	CREB	SMC
Représentation à correction d'erreur		
ecm_{t-1}	-0.9065***	-0.2263**
	(0.104)	(0.106)
ΔPIBT	0.1124**	0.5142**
	(0.044)	(0.246)
ΔTrade	0.0920	0.2983
	(0.088)	(0.395)
ΔKAOPEN	0.1089***	0.0647
	(0.021)	(0.064)
D_{2011}	-0.1936***	0.0479
	(0.033)	(0.113)
Relations de long terme		
Constante	3.0862***	-19.7030**
	(0.439)	(9.717)
PIBT	0.12403*	2.2738**
	(0.048)	(0.973)
Trade	0.1015	1.3194
	(0.101)	(1.963)
KAOPEN	0.1202***	1.8552*
	(0.023)	(0.970)
D_{2011}	-0.2136***	0.2122
	(0.0258)	(0.551)

Notes : Les variables CREB, SMC, PIBT et Trade sont transformées en logarithme naturel. Les valeurs entre parenthèses sont les écarts-types. ***significatif au seuil 1%; **significatif au seuil 5% ; * significatif au seuil 10%.

Notons que pour la variable CREB la demi-vie est faible à 0.76 année ce qui traduit un processus de correction d'erreur très rapide. A l'inverse, on a un processus de convergence plus lent avec une demi-vie de 3.06 années pour la variable SMC.

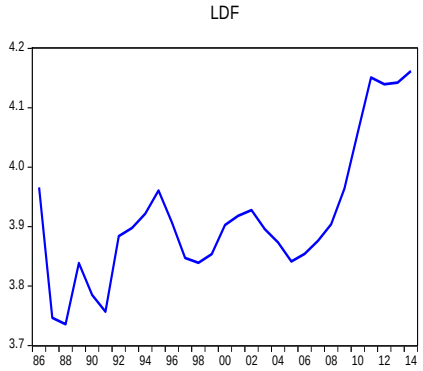
6. Conclusion

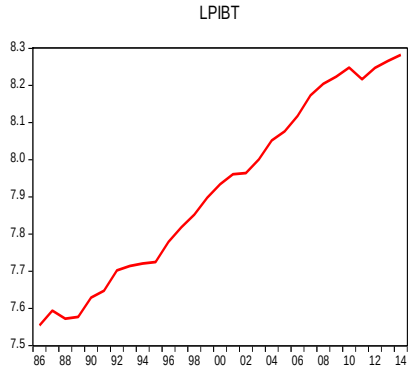
Nous nous sommes intéressés dans cet article à l'effet de la libéralisation du compte capital sur le développement financier en Tunisie. L'étude économétrique menée sur la période 1986-2014 en utilisant conjointement un modèle de causalité de long terme Toda-Yamaoto et un modèle ARDL a permis de montrer que l'ouverture du compte capital avait bien un effet positif sur le développement financier en longue période. Ce résultat est robuste à plusieurs spécifications du modèle autorégressif et à des mesures alternatives du développement financier. Néanmoins, l'impact de court terme de l'ouverture du compte capital est plus limité. S'il se confirme que la libéralisation des flux de capitaux a un effet positif sur le développement financier dans son ensemble et sur les crédits du système bancaire, cet effet n'apparaît plus significatif si on considère le seul indicateur du marché boursier. Cela peut suggérer que les banques tunisiennes sont assez solides pour bénéficier immédiatement de l'intégration financière, alors que le marché boursier tunisien qui se caractérise en général par un petit nombre de sociétés cotées, ne dispose pas d'une surface suffisante pour absorber les capitaux entrants. Mais on s'attend à ce que les retombées du processus d'intégration deviennent bénéfiques à long terme, grâce à l'amélioration de la performance globale de la Bourse.

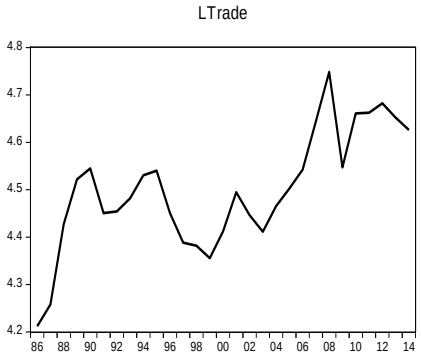
Aussi, on ne peut qu'inciter les autorités tunisiennes à prendre des mesures visant, d'une part, à encourager l'acquisition des titres financiers par les non-résidents, et d'autre part, à réduire les entraves bureaucratiques. Cela permettrait d'attirer les ressources de financement étrangères nécessaires au développement du secteur financier et donc de l'investissement productif indispensable pour garantir un processus de croissance de longue période.

Annexe A : Représentation graphique des séries du modèle

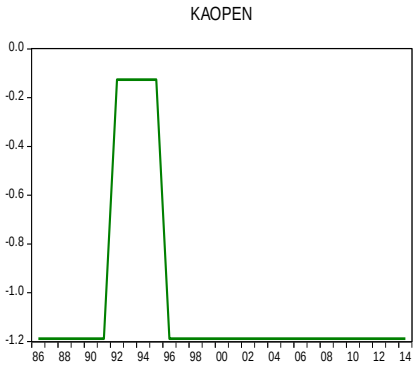
La lettre *L* indique que les variables sont exprimées en logarithme naturel.

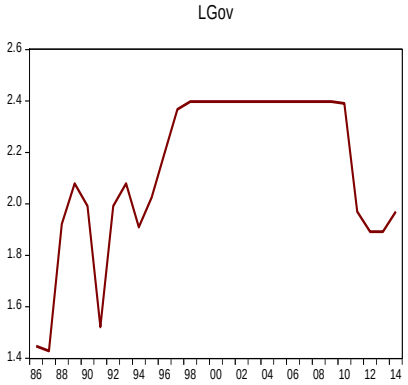












Annexe B : Retard optimal selon chaque critère dans le cas du modèle VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	55.524	NA	4.45e-06	-3.8095	-3.5192	-3.7259
1	**83.253**	**44.792***	**1.07e-06***	**-5.2502***	**-4.5244***	**-5.0412***
2	88.653	7.4767	1.48e-06	-4.9733	-3.8120	-4.6389
3	96.223	8.7342	1.84e-06	-4.8633	-3.2664	-4.4034

Bibliographie

Abiad, A., & Mody, A. (2005). Financial Reform: What Shakes It? What Shapes It?. American Economic Review, 95(1), 66-88.

Almarzoqi, R., Naceur, M. S. B., & Kotak, A. (2015). What matters for financial development and stability? (No. 15-173). International Monetary Fund.

Amiri, A., & Ventelou, B. (2012). Granger causality between total expenditure on health and GDP in OECD: Evidence from the Toda–Yamamoto approach. Economics Letters, 116(3), 541-544.

Ang, J. B., & McKibbin, W. J. (2007). Financial liberalization, financial sector development and growth: evidence from Malaysia. Journal of development economics, 84(1), 215-233.

Baltagi, B. H., Demetriades, P. O., & Law, S. H. (2009). Financial development and openness: Evidence from panel data. Journal of development economics, 89(2), 285-296.

Bates, S., Dokoui, S., & Pognon, O. (2007). Évaluation de l'avantage macroéconomique net du tourisme Analyse coûts-bénéfices des recettes touristiques internationales. Revue d'Économie Régionale & Urbaine, (1), 79-96.

Boyd, J. H., Levine, R., & Smith, B. D. (2001). The impact of inflation on financial sector performance. Journal of monetary Economics, 47(2), 221-248.

Caprio, G., & Honohan, P. (1999). Restoring banking stability: Beyond supervised capital requirements. The Journal of Economic Perspectives, 13(4), 43-64.

Cherif, M. (2011). Does capital account liberalization spur economic and financial performance? New investigation for Mena countries. Femise Research Programme n°FEM33-06.

Chinn, M. D., & Ito, H. (2002). Capital account liberalization, institutions and financial development: cross country evidence (No. w8967). National Bureau of Economic Research.

Chinn, M.D. and Ito, H. (2008). A new measure of financial openness. Journal of Comparative Policy Analysis, 10(3), 309–322.

Claessens, S., Djankov, S., Fan, J. P., & Lang, L. H. (2002). Disentangling the incentive and entrenchment effects of large shareholdings. The journal of finance, 57(6), 2741-2771.

Clarke, J.A., & Mirza, S. (2006). A comparison of some common methods for detecting Granger noncausality. Jourbnal of Staistical Computation and Simulation, 76(3), 207-231.

Creane, S., Goya, l . R., Mobarak, M., & Sab, R. (2003). Financial development and economic growth in the Middle East and North Africa Finance and Development.4 No.1. A quarterly magazine of the IMF.

De Gregorio Rebeco, J. (1999). Financial integration, financial development and economic growth. Estudios de Economía, 26(2), 137-161.

Demetriades, P. O., & Law, S. H. (2006). Openness, institutions and financial development. wef Working Papers 12, Birkbeck, University of London.

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. Journal of the American statistical association, 74(366a), 427-431.

Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. Econometrica: journal of the Econometric Society, 251-276.

Esso, L. (2009). La dépendance démographique est-elle un obstacle à l'épargne et à la croissance en Côte d'Ivoire ? L'Actualité économique, 85(4), 361-382.

Gormley, T. A. (2014). Costly information, entry, and credit access. Journal of Economic Theory, 154, 633-667.

Hausmann, R., & Fernandez-Arias, E. (2000). Foreign direct investment: good cholesterol? Inter-American Development Bank, Working Paper 417.

Jalil, A., Feridun, M., & Ma, Y. (2010). Finance-growth nexus in China revisited: New evidence from principal components and ARDL bounds tests. International Review of Economics & Finance, 19(2), 189-195.

Guillaumont-Jeanneney, S., & Kpodar, K. (2006). Développement financier, instabilité financière et croissance économique. Economie & prévision, (3), 87-111.

Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. Journal of economic dynamics and control, 12(2), 231-254.

Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money. Oxford Bulletin of Economics and statistics, 52(2), 169-210.

Kaminsky, G. L., & Schmukler, S. L. (2008). Short-run pain, long-run gain: Financial liberalization and stock market cycles. Review of Finance, 12(2), 253-292.

Kassim, S. (2016). Islamic finance and economic growth: The Malaysian experience. Global Finance Journal, 30, 66-76.

Klein, M. W., & Olivei, G. P. (2008). Capital account liberalization, financial depth, and economic growth. Journal of International Money and Finance, 27(6), 861-875.

Kose, M. A. & Prasad, E. (2017). Capital Accounts: Liberalize or Not? Finance & Development, July, http://www.imf.org/external/pubs/ft/fandd/basics/capital.htm.

Lane, P. R., & Milesi-Ferretti, G. M. (2007). The external wealth of nations mark II: Revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970–2004. Journal of international Economics, 73(2), 223-250.

Levine, R., Loayza, N., & Beck, T. (2000). Financial intermediation and growth: Causality and causes. Journal of monetary Economics, 46(1), 31-77.

MacKinnon, J. G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. Journal of applied econometrics, 601-618.

McKinnon, R. I., & Pill, H. (1997). Credible economic liberalizations and overborrowing. The American Economic Review, 87(2), 189-193.

Naceur, S. B., Ghazouani, S., & Omran, M. (2008). Does stock market liberalization spur financial and economic development in the MENA region? Journal of Comparative Economics, 36(4), 673-693.

Narayan, P. K. (2004). Reformulating Critical Values for the Bounds F- statistics Approach to Cointegration: An Application to the Tourism Demand Model for Fiji. Discussion papers n°02/04, Monash University.

Narayan, P. K. (2005). The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests. Applied economics, 37(17), 1979-1990.

Patrick, H. T. (1966). Financial development and economic growth in underdeveloped countries. Economic development and Cultural change, 14(2), 174-189.

Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1998). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. Econometric Society Monographs, 31, 371-413.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. Journal of applied econometrics, 16(3), 289-326.

Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. Biometrika, 75(2), 335-346.

Rajan, R. G., & Zingales, L. (2003). The great reversals: the politics of financial development in the twentieth century. Journal of financial economics, 69(1), 5-50.

Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. Journal of econometrics, 66(1), 225-250.

Uddin, G. S., Sjö, B., & Shahbaz, M. (2013). The causal nexus between financial development and economic growth in Kenya. Economic Modelling, 35, 701-707.

Zivot, E., & Andrews, D. W. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. Journal of Business & Economic Statistics, 10 (3), 251–270.